

工作倦怠与离职意愿:基于浙江省 19 家高新技术企业的实证研究

孟丽君,王 飞

(浙江大学 管理学院,杭州 310058)

摘 要:针对高新技术企业人才流失严重的现象,以我国浙江省 19 家高新技术企业的员工为研究对象,对中国背景下工作倦怠和离职意愿之间的关系问题进行了实证研究。研究表明,工作倦怠中的情绪耗竭、讥讽态度这两个维度可用于解释员工的离职意愿;并且,不同的年龄、教育水平、工龄、企业性质的员工在工作倦怠和离职意愿上存在显著性差异。

关键词:离职意愿;工作倦怠;高新技术企业;中国

中图分类号:F203.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2008)08-0007-07

高新技术企业的竞争力在于人才的竞争力,人才的竞争力不仅仅体现在人才数量上,更多体现在人才的相对稳定性上。而近年来我国高新技术企业的人才流失现象非常严重,人才随意流失、无序流动等已相当普遍。常相玉^[1]对北京中关村科技园区内具有代表性的 50 家企业进行调查发现:在不同类型的企业中,国有企业或集体企业的人才总流失率和主动辞职率最低,而民营企业的人才总流失率和主动辞职率最高,其人才总流失率最高为 28%、其主动辞职率最高为 18%。王晓华等^[2]的研究指出,我国广州市高新技术企业的人员平均流动率是 39.8%,而北京市中关村 IT 行业的人员平均流动率高达 20%。中智人力资源治理咨询有限公司对 2005 年上海外资企业员工的薪酬调查显示,2005 年外企人才流动加快,平均员工流动率已高达 15.2%,专业技术岗位员工的流动率已高达 29.3%^[3]。针对以上情况,对高新技术企业员工的离职意愿进行研究具有实际意义。

国外对于工作倦怠与离职意愿之间关系的研究较多,多数研究(如 Lingard^[4]的研究)都支持工作倦怠与离职意愿之间呈正相关关系。但这些研究大多数都是在北美环境下展开的——虽然有研究表明现有的研究结论对其他国家也适用。鉴于中国文化与欧美文化存在本质的差异,因此,中国传统背景下工作人员发生工作倦怠的过程和原因、工作倦怠所

包含的具体成分和外部表现,以及离职意愿都应当具有中国的特色^[5],且以往绝大多数的研究都是在人际服务(human service)行业(如医护行业、教师行业等)背景下进行的,对其他行业进行的相关研究很少;故其研究结论在其他的行业、国家及文化背景中是否仍然适用值得进一步探讨。本研究将对中国文化背景下工作倦怠和离职意愿之间的关系问题进行实证研究

1 离职意愿

本研究使用 Miller 对离职意愿的定义,即离职意愿是离职念头与寻找其他工作机会倾向的表现或态度,它是离职行为的一个非常重要的预测变量。Griffeth 等^[6]的实证研究也支持离职意愿与离职行为之间具有一致的强相关关系的结论。研究表明,离职意愿是实际离职行为的最有效的预测指标。

诸多学者认为,从雇主的角度来看,离职意愿比实际的离职行为更为重要——因为如果雇主可以深入地了解员工离职意愿发生的前兆,就可采取措施以预防员工的离职,而一旦发生员工离职的情况,雇主除了估算重新招募、培训替代者的成本之外别无他计。

本文对离职意愿变量的测量主要基于 Aryee 和 Tan 在 1992 年设计的离职意愿(turnover intention)量表^[7]以及对我国 10 位高新技术企业员工的

收稿日期:2008-04-21

作者简介:孟丽君(1982—),女,山西榆次人,浙江大学管理学院管理科学与工程专业博士研究生,研究方向:逆向物流优化、人力资源、知识管理;王飞(1983—),男,江西九江人,浙江大学管理学院硕士研究生,研究方向:人力资源管理。

访谈结果,该量表用于评估员工离开目前所在组织或工作的念头。

2 工作倦怠

本研究采用 Maslach^[8] 对工作倦怠的定义,即工作倦怠是个体由于受压力的影响而引发的问题,包括情绪疲惫和负面态度,包括 3 个维度:

情绪耗竭,指个体资源消耗殆尽,丧失精力,感觉身心疲惫。耗竭是工作倦怠的核心维度,指个体情绪、身体资源的过分使用和消耗。

讥诮态度,反映了个体企图从工作上孤立自己以作为对抗耗竭需求的方法,与工作本身相关。讥诮态度代表工作倦怠的人际情境维度,指个体对工作的不同方面的消极、无感觉、过于远离的反应。

专业效能低下,指个体以负面态度评估自己过去及现在的工作成就,并对自己未来在工作上的努力抱以无望的态度。专业效能低下代表工作倦怠的自我评估维度,指在工作中不能胜任或缺乏成就和生产力感觉。

Bakker^[9] 的研究表明, Maslach^[8] 所提出的 MBFGS 量表具有良好的因子结构,而在美国之外的国家背景中所进行的相关研究,也证实了该量表具有良好的内部一致性、因子效度和结构效度,只是在

工作倦怠的平均水平上存在国别差异。因此,本研究采用 MBFGS 量表来测量工作倦怠的 3 个维度。

3 研究模型及假设

本文的研究模型如图 1 所示。

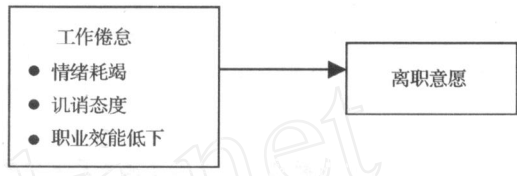


图 1 研究模型

本文的研究假设如下:

- 假设 1:工作倦怠对离职意愿有显著影响。
- 假设 1-1:情绪耗竭对离职意愿有显著影响。
- 假设 1-2:讥诮态度对离职意愿有显著影响。
- 假设 1-3:职业效能低下对离职意愿有显著影响。

4 研究方法

(1) 研究对象 本研究通过问卷调查了我国浙江省的杭州、宁波、新昌等地区的 19 家高新技术企业的员工,共发放问卷 312 份,回收问卷 224 份,其中有效问卷 200 份,有效问卷回收率为 89.3%。表 1 显示了被调查者的基本情况。

表 1 被调查者的基本情况统计表

分类特征	工作单位性质					性别		年龄			
	国有	民营	合资	外资	其他	男	女	25 岁以下	26 ~ 30 岁	31 ~ 35 岁	36 岁以上
样本数	48	54	20	64	14	121	79	89	79	30	2
比例 (%)	24	27	10	32	7	60.5	39.5	44.5	39.5	15.0	1.0
分类特征	学历					工龄					
	专科以下	专科	本科	硕士	硕士以上	0 ~ 1 年	1 ~ 3 年	3 ~ 5 年	5 ~ 10 年	10 年以上	
样本数	8	36	108	43	5	70	85	28	16	1	
比例 (%)	4.0	18.0	54.0	21.5	2.5	35	42.5	14.0	8.0	0.05	

(2) 研究工具 本研究为实证研究,所使用的量表包括:工作倦怠量表、离职意愿量表。问项采用 Likert7 分量表和 Likert5 分量表进行调查。本研究的数据统计分析主要运用 SPSS 11.5 软件进行,检验方法主要包括描述性统计分析、相关分析、因子分析、方差分析等。

5 研究结果

5.1 量表的信度和效度分析

本研究对工作倦怠量表和离职意愿量表分别进行信度、效度分析,采用 SPSS 11.5 软件作为统计工具,对问卷项目进行主成分因素分析,采用 Cron-

bach α 系数作为检验问卷信度的评价指标。

工作倦怠量表的分析结果表明:3 个因素的 Cronbach α 系数值分别为 0.89、0.91、0.89,并且整个工作倦怠量表的 Cronbach α 系数值为 0.93,故可以认为该量表及各个因素的信度良好;因子分析的结果表明,3 个因素共同解释了总变差的 69.42%,故可以认为本研究所采用的工作倦怠量表具有良好的构建效度。

离职意愿量表总共有 3 个项目:“经常有辞职的念头”、“明年可能会去寻找合适的新的工作机会”、“明年会积极寻找适合自己的新的工作机会的可能性有多大”。对其进行的因子分析的结果表明,这些

项目能较好地归纳为一个因素,其共解释了总变差的 79.19%,而且 Cronbach α 系数值达到 0.87,故可以认为本研究所采用的离职意愿量表具有良好的构建效度,且信度良好。

5.2 工作倦怠与离职意愿的相关分析

表 2 显示了工作倦怠变量及其 3 个维度(情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下)分别与离职意愿变量之间的相关性分析结果。由表 2 可知,工作倦怠(作为单一变量时)与离职意愿的相关系数为 0.60,该相关系数在 $P = 0.01$ 的水平下与 0 具有显著性差异。情绪耗竭与离职意愿的相关系数为 0.60,讥诮态度与离职意愿的相关系数为 0.67,职业效能低下与离职意愿的相关系数为 0.38,以上相关系数在 $P = 0.01$ 水平下与 0 具有显著性差异。工作倦怠变量及其 3 个维度与离职意愿的相关性分析结果表明,工作倦怠与离职意愿之间高度相关,因而工作倦怠可以有效地预测离职意愿。

表 2 工作倦怠及其各维度与离职意愿之间的相关性分析结果

变量	情绪耗竭	讥诮态度	职业效能低下	工作倦怠
离职意愿	0.60**	0.67**	0.38**	0.60**

注:“**”表示系数在 0.01 水平上与 0 具有显著性差异。

5.2.1 回归模型 1:工作倦怠对离职意愿的回归

对离职意愿和工作倦怠进行回归分析,以离职意愿为因变量、工作倦怠为自变量,建立回归方程 1:

离职意愿 = $\beta_1 + \beta_2$ 工作倦怠 + μ 。

表 3 为离职意愿对工作倦怠的依赖关系的回归分析结果。表 4 所示的结果表明:常数项 t 值的显著性概率为 0.000,小于 0.05,表明常数项 t 与 0 有显著性差异,因而常数项应当作为解释变量进入回归方程 1;工作倦怠变量 t 值的显著性概率为 0.000,小于 0.05,表明工作倦怠变量系数与 0 有显著性差异,因而工作倦怠变量应作为解释变量进入回归方程 1 中。表 4 为回归模型 1 的对回归效果判定的相关指标的结果。表 4 中,回归模型 1 的 F 统计量为 109.46,且显著性概率为 0.000,小于 0.05,说明回归效果(在 0.05 显著性概率水平下)显著,表明回归模型 1 的回归效果较好。

5.2.2 回归模型 2:情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下对离职意愿的回归

表 3 回归模型 1 的回归结果

回归模型 1	回归系数	标准系数	t 值	显著性概率
常数项	3.868		6.757	0.000
工作倦怠	0.100	0.597	10.462	0.000

表 4 回归模型 1 的总体参数表及方差分析结果

R	R^2	Adjusted R^2	Durbin-Watson	F	Sig.
0.597	0.356	0.353	1.851	109.46	0.000

对离职意愿和工作倦怠的 3 个维度(情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下)进行回归分析,以离职意愿为因变量,以情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下 3 个维度为自变量,建立回归方程 2:

离职意愿 = $\beta_1 + \beta_2$ 情绪耗竭 + β_3 讥诮态度 + β_4 职业效能低下 + μ 。

表 5 为离职意愿对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下 3 个维度的依赖关系的回归分析结果。表 5 的结果表明:常数项 t 值的显著性概率为 0.000,小于 0.05,表明常数项 t 与 0 有显著性差异,常数项应当作为解释变量进入回归方程 2 中;情绪耗竭变量、讥诮态度变量的 t 值的显著性概率均小于 0.05,表明情绪耗竭变量、讥诮态度变量的系数都与 0 有显著性差异,情绪耗竭变量、讥诮态度变量都应当作为解释变量进入回归方程 2;职业效能低下变量的 t 值的显著性概率大于 0.05,表明职业效能低下变量系数与 0 没有显著性差异,因此职业效能低下变量不能作为解释变量进入回归方程 2。

表 6 为回归模型 2 的对回归效果判定的相关指标的结果。表 6 中,回归模型 2 的 F 统计量为 42.526,且显著性概率为 0.000,小于 0.05,说明回归效果(在 0.05 显著性概率水平下)显著,因此回归模型 2 的回归效果较好。

表 5 回归模型 2 的回归结果

回归模型 2	回归系数	标准系数	t 值	显著性概率
常数项	4.157		6.786	0.000
情绪耗竭	0.120	0.219	2.697	0.008
讥诮态度	0.186	0.436	4.739	0.000
职业效能低下	0.008	0.021	0.287	0.775

表 6 模型 2 的总体参数表及方差分析结果

R	R^2	Adjusted R^2	Durbin-Watson	F	Sig.
0.628	0.394	0.385	1.814	42.516	0.000

回归分析的结果表明:职业效能低下对离职意愿的作用不明显,其他两个变量(情绪耗竭、讥诮态度)与离职意愿不仅正相关,而且还对离职意愿具有直接的主效应。故假设 1、假设 1-1、假设 1-2 都得到了验证,而假设 1-3 没有得到验证。

5.3 不同分类变量下的方差分析结果

本研究分别以企业性质、员工年龄、员工工龄、和员工的教育水平作为分组变量,将样本分为不同的组,以此为基础,对员工的情绪耗竭、讥诮态度、职

业效能低下和离职意愿的感知水平做单因素方差分析,研究不同群体在情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿上是否存在显著性差异。

5.3.1 以企业性质为分组变量的方差分析结果

表 7 为以企业性质为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果。从表 7 可以看出,不同企业类型的员工在工作倦怠的情绪耗竭和职业效能低下这两个维度上存在着显著性差异。总的来说,国有企业员工的工

作倦怠感知水平最低,外商独资企业员工次之,接着是合资企业员工,民营企业员工的工作倦怠感知水平最高。在离职意愿上,外商独资企业员工的离职意愿的均值高于民营企业,民营企业员工离职意愿水平高于合资企业员工,国有企业员工的离职意愿最低。不同类型的员工在工作倦怠感知中的情绪耗竭维度和职业效能低下维度上以及离职意愿水平上存在显著性差异。

表 7 以企业性质为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果

变量	均值				F 值	显著性概率	方差齐性检验	
	国有企业	民营企业	合资企业	外商独资企业			Levene 统计量	显著性概率
情绪耗竭	15.88	18.76	18.50	17.66	2.60 *	0.037	2.205	0.070
讥诮态度	14.96	18.07	17.40	17.45	1.96	0.102	2.457	0.047
职业效能低下	20.00	24.69	24.55	22.14	3.62 *	0.007	3.974	0.004
离职意愿	8.50	10.00	9.85	10.03	2.99 *	0.020	1.510	0.201

注:“*”表示不同企业类型员工的情绪耗竭、职业效能低下和离职意愿的感知水平在 0.05 水平上具有显著性差异。

表 8 为不同企业类型的员工组在离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下的感知水平上的两两对比结果。通过表 8 的多重比较结果可知,国有企业员工的离职意愿要低于民营企业员工、外商独资

企业员工的离职意愿;国有企业员工的情绪耗竭程度低于民营企业员工、合资企业员工的情绪耗竭程度;国有企业员工的讥诮态度、职业效能低下水平要低于民营企业员工的讥诮态度、职业效能低下水平。

表 8 基于企业性质的方差分析多重比较结果

基础组	对比组	变量	Mean Difference (I-J)	显著性概率	变量	Mean Difference (I-J)	显著性概率
国有	民营	离职意愿	- 1.50000 *	0.004	情绪耗竭	- 2.88426 *	0.003
	合资		- 1.35000	0.055		- 2.62500 *	0.042
	外商独资		- 1.53125 *	0.003		- 1.78125	0.054
民营	合资		0.15000	0.828		0.25926	0.837
	外商独资		- 0.03125	0.949		1.10301	0.216
合资	外商独资		- 0.18125	0.788		0.84375	0.494
国有	民营	讥诮态度	- 3.11574 *	0.047	职业效能低下	- 4.68519 *	0.003
	合资		- 2.44167	0.700		- 4.55000	0.061
	外商独资		- 2.49479	0.285		- 2.14063	0.766
民营	合资		0.67407	1.000		0.13519	1.000
	外商独资		0.62095	1.000		2.54456	0.438
合资	外商独资		- 0.05313	1.000		2.40938	0.803

注:“*”表示均值差异在 0.05 水平上与 0 具有显著性差异。

5.3.2 以员工教育水平为分组变量的方差分析结果

表 9 为以员工教育水平为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方

差分析结果。从表 9 可以看出,不同教育水平的员工组在离职意愿上存在显著性差异,而在工作倦怠感知水平上没有显著差异。

表 9 以员工教育水平为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果

变量	均值					F 值	显著性概率	方差齐性检验	
	专科以下	专科	本科	硕士	硕士以上			Levene 统计量	显著性概率
情绪耗竭	17.00	16.46	17.72	18.80	17.00	1.27	0.285	0.549	0.700
讥诮态度	15.25	15.22	17.20	18.55	18.17	1.66	0.161	1.219	0.304
职业效能低下	19.25	22.39	22.50	23.84	22.83	0.55	0.689	0.312	0.870
离职意愿	9.00	7.73	9.77	10.93	11.33	9.99 *	0.000	0.667	0.609

注:“*”表示不同教育水平的员工组的离职意愿感知水平在 0.05 水平上具有显著性差异。

表 10 为不同教育水平的员工组在离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下的感知水平上的两两对比结果。由表 10 可知,专科学历员工的离职意愿要低于专科以上学历员工的离职意愿;本科学历员工的离职意愿要低于硕士学历员工的离职意愿。

5.3.3 以员工工龄为分组变量的方差分析结果

表 11 为以员工工龄为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果。表 11 的结果表明,不同工龄的员工组在情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的感知水平上存在显著性差异。总的来说,随着工龄的增长,员工的情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下感会逐渐降低,离职意愿会相应减弱。

表 11 以员工工龄为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果

变量	均值					F 值	显著性概率	方差齐性检验	
	1 年以下	1~3 年	3~5 年	5~10 年	10 年以上			Levene 统计量	显著性概率
情绪耗竭	22.45	19.23	17.42	12.65	8.40	31.48 *	0.000	4.263	0.002
讥诮态度	23.50	19.33	16.26	10.68	6.80	31.21 *	0.000	4.826	0.001
职业效能低下	27.80	25.22	21.70	16.74	14.00	16.60 *	0.000	0.430	0.787
离职意愿	10.90	10.46	9.48	7.61	6.40	11.13 *	0.000	1.158	0.331

注:“*”表示不同工龄的员工组的情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的感知水平在 0.05 水平上具有显著性差异。

表 12 为不同工龄的员工组在离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下的感知水平上的两两对比结果。由表 12 进一步可知,工龄在 3 年以下的员工的离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下的程度要高于工龄在 3 年以上的员工;工龄在 3~5 年的员工的离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下的程度要高于工龄在 5~10 年的员工;工龄在 5~10 年的员工的离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度的程度要高于工龄在 10 年以上的员工,而此工龄段的员工在职业效能低下程度上不存在显著性差异。

5.3.4 以员工年龄为分组变量的方差分析结果

表 13 为以员工年龄为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果。表 13 表明,员工的年龄对其工作倦怠、离职意愿的感知水平有显著影响。大体上,员工的工作倦怠感都会随着年龄的增长而降低,25~30 岁年龄段的员工的工作倦怠感最大。另外,处于不同年龄段的员工组在离职意愿上存在差异,总体上,离职意愿随着年龄的增长而呈下降趋势。

表 14 为不同年龄的员工组在离职意愿、情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下的感知水平上的两两对比结果。由表 14 可知,年龄在 30 岁以下的员工的工作倦怠程度和离职意愿均高于年龄在 30 岁以上

表 10 基于教育水平的方差分析多重比较结果

变量	基础组	对比组	Mean Difference (t-J)	显著性概率
离职意愿	专科以下	专科	1.26829	0.328
		本科	-0.77143	0.540
		硕士	-1.93182	0.135
		硕士以上	-2.33333	0.144
	专科	本科	-2.03972 *	0.000
		硕士	-3.20011 *	0.000
		硕士以上	-3.60163 *	0.001
	本科	硕士	-1.16039 *	0.010
		硕士以上	-1.56190	0.133
	硕士	硕士以上	-0.40152	0.709

注:“*”表示均值差异在 0.05 水平上与 0 具有显著性差异。

的员工;年龄在 30 岁以上的员工的离职意愿、讥诮态度、职业效能低下的程度不会随着员工年龄的增长而产生显著性差异;而年龄处于 30~35 岁的员工的情绪耗竭程度要高于年龄在 35 岁以上的员工。

6 结论

情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下对离职意愿的回归结果表明:工作倦怠的 3 维度(情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下)结构在中国文化背景下的高新技术行业中同样适用;其中,情绪耗竭、讥诮态度能较好地预测员工的离职意愿,而职业效能低下对员工离职意愿的预测效果并不明显。本文分别以企业性质、员工年龄、员工工龄、员工的教育水平为分组变量,进行了方差分析。方差分析结果表明:不同工龄的员工组在情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的感知水平上存在显著性差异;不同年龄的员工组在情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的感知水平上存在显著性差异;不同企业性质的员工组在情绪耗竭、职业效能低下和离职意愿的感知水平上存在显著性差异;不同教育水平的员工组在离职意愿上存在显著性差异,而在工作倦怠感知水平上不存在显著差异。从以员工年龄为分组变量的方差分析的多重比较结果可以看出,员工

表 12 基于工龄的方差分析多重比较结果

基础组	对比组	变量	Mean Difference (I-J)	显著性概率	变量	Mean Difference (I-J)	显著性概率
1 年以下	1 ~ 3 年	离职意愿	0.43846	0.475	情绪耗竭	3.21923	0.304
	3 ~ 5 年		1.41515 *	0.024		5.02576 *	0.021
	5 ~ 10 年		3.28710 *	0.000		9.80484 *	0.000
	10 年以上		4.50000 *	0.000		14.05000 *	0.000
1 ~ 3 年	3 ~ 5 年		0.97669 *	0.018		1.80653 *	0.032
	5 ~ 10 年		2.84864 *	0.000		6.58561 *	0.000
	10 年以上		4.06154 *	0.000		10.83077 *	0.000
3 ~ 5 年	5 ~ 10 年		1.87195 *	0.001		4.77908 *	0.000
	10 年以上		3.08485 *	0.007		9.02424 *	0.000
5 ~ 10 年	10 年以上		1.21290	0.304		4.24516 *	0.000
1 年以下	1 ~ 3 年	讥诮态度	4.16667	0.076	职业效能低下	2.58205	0.099
	3 ~ 5 年		7.24242 *	0.000		6.10303 *	0.000
	5 ~ 10 年		12.82258 *	0.000		11.05806 *	0.000
	10 年以上		16.70000 *	0.000		13.80000 *	0.000
1 ~ 3 年	3 ~ 5 年		3.07576 *	0.005		3.52098 *	0.001
	5 ~ 10 年		8.65591 *	0.000		8.47601 *	0.000
	10 年以上		12.53333 *	0.000		11.21795 *	0.000
3 ~ 5 年	5 ~ 10 年		5.58016 *	0.000		4.95503 *	0.000
	10 年以上		9.45758 *	0.000		7.69697 *	0.008
5 ~ 10 年	10 年以上		3.87742 *	0.000		2.74194	0.361

注：“*”表示均值差异在 0.05 水平上与 0 具有显著性差异。

表 13 以员工年龄为分组变量对情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的单因素方差分析结果

变量	均值				F 值	显著性概率	方差齐性检验	
	25 岁以下	25 ~ 30 岁	30 ~ 35 岁	35 岁以上			Levene 统计量	显著性概率
情绪耗竭	18.46	18.75	14.39	10.55	16.33 *	0.000	1.662	0.177
讥诮态度	17.86	18.07	13.70	11.00	7.39 *	0.000	0.745	0.527
职业效能低下	23.01	24.19	20.09	16.00	5.80 *	0.001	0.539	0.656
离职意愿	10.22	9.73	7.96	7.73	6.91 *	0.000	1.182	0.318

注：“*”表示不同年龄的员工组的情绪耗竭、讥诮态度、职业效能低下和离职意愿的感知水平在 0.05 水平上具有显著性差异。

表 14 基于年龄的方差分析多重比较结果

基础组	对比组	变量	Mean Difference (I-J)	显著性概率	变量	Mean Difference (I-J)	显著性概率
25 岁以下	25 ~ 30 岁	离职意愿	0.48903	0.225	情绪耗竭	-0.29106	0.673
	30 ~ 35 岁		2.25853 *	0.000		4.07106 *	0.000
	35 岁以上		2.48778 *	0.003		7.91691 *	0.000
25 ~ 30 岁	30 ~ 35 岁		1.76951 *	0.004		4.36212 *	0.000
	35 岁以上		1.99875 *	0.017		8.20797 *	0.000
30 ~ 35 岁	35 岁以上		0.22925	0.808		3.84585 *	0.018
25 岁以下	25 ~ 30 岁	讥诮态度	-0.20828	0.825	职业效能低下	-1.18103	0.273
	30 ~ 35 岁		4.16456 *	0.003		2.92380	0.069
	35 岁以上		6.86022 *	0.000		7.01075 *	0.002
25 ~ 30 岁	30 ~ 35 岁		4.37284 *	0.003		4.10482 *	0.013
	35 岁以上		7.06849 *	0.000		8.19178 *	0.000
30 ~ 35 岁	35 岁以上		2.69565	2.199		4.08696	0.106

注：“*”表示均值差异在 0.05 水平上与 0 具有显著性差异。

的年龄越小,其离职意愿和工作倦怠程度越大;从以员工年龄为分组变量的方差分析的多重比较结果可以看出,员工工龄越短,其离职意愿和工作倦怠程度越大;从以员工教育水平为分组变量的方差分析的

多重比较结果可以看出,员工的学历越高,其离职意愿越高;从以企业性质为分组变量的方差分析的多重比较结果可以看出,国有企业员工的离职意愿和工作倦怠的程度要低于民营企业员工、外商独资企

业员工。

参考文献

- [1] 常相玉. 高新技术企业人才流失的现状、原因与对策研究[J]. 天津商学院学报, 2004, 24(2): 27-31.
- [2] 王晓华, 葛秋萍. 核心知识员工流动的管理[J], 中国人力资源开发, 2006(6): 72-75.
- [3] 中华英才实验室. 沪高科技行业薪酬优势明显[EB/OL]. [2007-12-19]. <http://www.chinahrlab.com/career/raises/analyse/20071219/182679.html>.
- [4] LINGARD H. The impact of individual and job characteristics on 'burnout' among civil engineers in Australia and the implications for employee turnover[J]. Construction Management and Economics, 2003, 21: 69-80.
- [5] 李靖. 枯竭研究进展[J]. 北京大学学报, 2003, 39(2): 286-290.
- [6] GRIFFETH R W, HOM P W, GAERTNER S A. Meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: update, moderator tests, and research implications for the next millennium[J]. Journal of Management, 2000, 26(3): 463-488.
- [7] ARYEE S, PAWAN S B, ZHEN X C. Trust as a mediator of the relationship between organizational justice and work outcomes: test of a social exchange model[J]. Journal of Organizational Behaviour, 2002, 23(3): 267-285.
- [8] SCHAUFELI W B, LEITER M P, MASLACH C, et al. MBI-General Survey[M]//MASLACH C, JACKSON S E, LEITER M P. Maslach Burnout Inventory Manual. 3rd ed. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press, 1996.
- [9] BAKKER A B, DEMEROUTI E, SCHAUFELI W B. Validation of the Maslach Burnout Inventory-General Survey: an Internet study[J]. Anxiety, Stress and Coping, 2002, 15(3): 245-260.

Job Burnout and Turnover Intention :Empirical Study Based on Employees from 19 High-tech Enterprises in Zhejiang Province

Meng Lijun, Wang Fei

(College of Management, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract : Based on the theories of job burnout and turnover intention, this paper takes the employees from 19 high-tech enterprises in Zhejiang province as the research object, and explores the relationship between turnover intention and job burnout. The result shows that, emotional exhaustion and cynicism can be used to explain employees' turnover intention; there are significant differences among employees with different ages, educational level, length of service and enterprise types.

Key words : turnover intention; job burnout; high-tech enterprise; China